

# 二元经济中的农业技术进步、 粮食增产与农民增收\*

——来自 2001~2010 年中国省级面板数据的经验证据

肖 卫<sup>1,3</sup> 肖琳子<sup>2</sup>

内容提要: 本文遵循“农业部门输出劳动力→产生劳动节约型技术需求→现代产业部门供给技术→两部门要素均衡配置”的思路, 论证了二元经济中农业技术进步与粮食增产、农民增收之间的关系。利用 2001~2010 年中国省级面板数据所做的经验研究表明, 农业劳动生产率提高、人均农业资本增加、财政支农政策对粮食产量和农民家庭人均纯收入具有显著的正向作用; 农业劳动力流向现代产业部门对粮食产量没有显著影响, 但对农民家庭人均纯收入产生了显著的正向影响。因此, 要优化二元经济中城乡要素配置, 在促进农业劳动力向现代产业有序流动的同时, 应加强现代产业部门对农业部门的技术支持, 加大国家对农业和农村地区发展的投入, 以此来提高粮食产量和农民收入。

关键词: 二元经济 农业技术进步 粮食 农民收入

## 一、引言

改革开放以来, 中国农业和农村发展经历了三个阶段: ①1978~1984 年, 家庭联产承包责任制的实施促进中国农业和农村快速发展。家庭联产承包责任制为中国农业的迅速发展、农民收入的快速提高和城乡收入差距的缩小做出了重大贡献(许庆等, 2011)。在 1978~1984 年中国农业产出的

\* 本文研究得到国家社会科学基金重大项目“加强农业基础地位和确保国家粮食安全战略研究”(项目编号: 08&ZD016), 国家社会科学基金一般项目“一般均衡下农业发展、二元经济结构转变与经济增长研究”(项目编号: 11BJL037), 教育部人文社科基金青年项目“城乡一体化过程中农村公共物品供给机制与政策研究”(项目编号: 12YJC790208), 中国博士后科学基金项目“劳动力分流与中国城乡区域经济格局演进研究”(项目编号: 2012M510671), 中国博士后科学基金特别资助项目“劳动力流动过程中城乡区域经济格局演化研究”(项目编号: 2013T60235) 支持。

增长中，家庭联产承包责任制改革的贡献约占 46.89%（林毅夫，1994）。然而，由于制度改革效应的递减，农业增长在 1984 年达到高峰之后，便转向了徘徊与停滞（黄少安，2000）。②从 20 世纪 80 年代后期到本世纪初，在工业化进程中，农村劳动力等生产要素基于要素报酬差异流向现代产业部门<sup>①</sup>，农业与农村发展相对滞后。随着改革深入，工业化和城市化进程加快，家庭联产承包责任制下土地细碎化、农户与市场接轨困难、农业比较效益低下等问题逐渐暴露，农村生产要素外流，导致农业发展滞后，农民家庭经营收入增长缓慢。在此期间，受政府实施退耕还林工程、城市扩张和开发区建设、乡镇企业和农民建房占用耕地等诸多因素影响，中国耕地面积共计减少 2.06 亿亩，粮食总产量从 1999 年 5.11 亿吨下降到 2003 年的 4.13 亿吨（陈飞等，2010）。③2004 年之后，政府实施“反哺”政策，有效促进了农业和农村发展。从 2004 年开始至 2012 年，政府实施了促进农民增收、提高农业综合生产能力、推进农业科技创新、加强农业基础设施建设、开展新农村建设等一系列“反哺”政策。在这一时期，尽管农村青壮年劳动力继续外流，耕地仍在减少，但是，粮食生产和农业发展形势却发生了重要转变。2004~2012 年，粮食连续 9 年增产，年均增长 4.04%，2012 年产量达到 5.90 亿吨<sup>②</sup>；与此同时，自 20 世纪 80 年代以来持续扩大的中国城乡居民收入差距也出现了新的变化趋势，城乡居民人均收入之比在 2009 年达到 3.33：1 的峰值之后，开始出现了缩小的趋势，2011 年和 2012 年分别下降到 3.10：1 和 3.04：1<sup>③</sup>。

近年来，国内外学者对改革开放以来中国粮食生产和农业发展的变化趋势及特征进行了广泛而深入的研究。这些研究主要集中在以下几个方面：对改革开放以来中国农业全要素生产率的测算和估计（例如 Jin et al., 2002；Rozelle、黄季焜，2005；李谷成等，2009）；土地细碎化、劳动力转移、农业适度规模经营与粮食生产之间的关系（例如秦立建等，2011；许庆等，2011）；农业公共政策与农业投资对中国粮食产量、粮食生产能力和粮食安全的影响（例如朱晶，2003；陈飞等，2010）；种植粮食直接补贴、农业生产资料价格综合补贴和生产性专项补贴对粮食生产和农民收入的政策效应（例如藏文如等，2010；黄季焜等，2011）。但是，已有研究更多地关注于农业生产和农村发展的某个具体方面，对于工业化、城市化进程中农业要素禀赋结构变化所诱致的农业技术进步考虑较少，缺乏从农业和现代产业部门、农村与城市的密切关联中探讨粮食生产和农民收入问题。

有鉴于此，本文试图回答如下问题：在农业部门要素禀赋结构变化的情况下，诱致性技术进步是否构成农业劳动生产率提高的重要因素？基于农业技术进步的农业劳动生产率提高，能否在保障粮食增产的情况下促进劳动力要素有效流向现代产业部门，以促进农民家庭经营性收入与工资性收入同步增长？针对以上问题，本文首先将就二元经济条件下内生农业技术进步对农业发展和农民增收的作用展开理论分析；然后利用 2001~2010 年中国省级面板数据，对主要理论结论进行经验检验；最后对全文的研究进行简要总结，并揭示其中的政策含义。

## 二、内生技术进步的二元经济农业增长模型

本部分遵循内生增长理论，试图建立一个内生技术进步的二元经济农业增长模型。模型构建的

<sup>①</sup>本文统一用“现代产业”表示农业之外的非农产业或第二、第三产业。

<sup>②</sup>资料来源：《国家统计局关于 2012 年粮食产量的公告》，中央政府门户网站（<http://www.gov.cn>），2012 年 12 月 30 日。

<sup>③</sup>2009 年和 2011 年城乡居民收入数据来自《中国统计年鉴 2012》（国家统计局编，中国统计出版社出版，2012 年）；根据国家统计局发布的《2012 年国民经济和社会发展统计公报》（见国家统计局网站，[www.stat.gov.cn](http://www.stat.gov.cn)，2013 年 2 月 23 日），2012 年，中国城乡居民人均可支配收入分别为 24565 元和 7917 元，本文据此得出 2012 年城乡居民人均收入之比为 3.10：1。

方法主要结合了由 Romer (1986) 和 Lucas (1988) 提出的内生增长理论。其思路是：二元经济中存在农业部门和现代产业部门；在二元经济转型过程中，农业劳动力向现代产业部门流动以实现两部门间劳动力资源的优化配置，并将诱致劳动节约型农业技术进步；农业技术进步内生于二元经济中的现代产业部门，表现为现代产业部门对农业部门的技术输出和外溢；劳动节约型农业技术进步与农业专业化人力资本构成农业增长的内生因素。

### (一) 基本假设说明

第一，二元经济转型过程中，传统农业正在向现代农业转变，现代产业部门对农业部门进行技术输出，农业技术进步和农业专业化人力资本是农业增长的源泉，农业技术的研发及相关投入来自现代产业部门。

第二，在二元经济转型过程中，农业劳动力向现代产业部门流动以实现劳动力资源的优化配置（肖卫等，2009，2011）。不考虑非劳动人口，经济体中的总人口等于总劳动力，即： $L(t) = L_A(t) + L_M(t)$ ，其中， $L_A(t)$  为农业部门劳动力， $L_M(t)$  现代产业部门劳动力。

第三，农业部门的产出全部用于消费，经济体中农产品需求由总人口  $L(t)$  和人均消费需求  $y_a$  决定，即对农产品的总需求等于  $L(t)y_a$ ；现代产业部门的产出  $Y_M(t)$  部分用于最终消费，部分以固定比例  $s$  作为资本投入经济中进行再生产，即外生储蓄为  $K(t) = sY_M(t)$ ；农业部门的技术进步来源于以一定的方式和渠道对现代产业部门技术创新的共享；外生人口或劳动力增长率为  $n = \dot{L}(t) / L(t)$ 。

第四，二元经济中农业劳动力基于要素报酬差异而自由流动，其收入为： $y_A = w_A + w_M$ ，即由农业生产经营收入  $w_A$  和非农就业收入  $w_M$  构成。

### (二) 基于内生性技术进步的农业生产函数

内生技术进步的二元经济农业生产函数为：

$$Y_A(t) = K_A(t)^\alpha (A_A(t)L_A(t))^{1-\alpha} \quad (1)$$

(1) 式中， $Y_A(t)$  为农业总产出， $K_A(t)$  为包括土地在内的农业资本， $L_A(t)$  为从事农业生产的劳动力， $A_A(t)$  为农业部门技术状态指数， $A_A(t)L_A(t)$  为有效农业劳动， $\alpha$  和  $1-\alpha$  分别农业资本和农业劳动力的产出弹性， $0 < \alpha < 1$ ，假定农业生产规模报酬不变。

假设农业技术进步是现代产业部门资本、劳动投入与前期农业技术水平的函数，体现它在整个二元经济体中的内生性<sup>①</sup>，并将农业技术进步函数的具体形式设定为：

$$\dot{A}_A(t) = B_A (a_K K_M(t))^\gamma (a_L L_M(t))^\lambda A_A(t)^\theta \quad (2)$$

(2) 式中， $a_K$ 、 $a_L$  分别是促进农业技术进步的现代产业部门的资本份额和劳动份额； $B_A$  是转化参数，内含现代产业部门技术进步对农业部门的溢出效应， $B_A > 0$ ； $\gamma$ 、 $\lambda$  和  $\theta$  分别为相应的弹性，其中， $\theta$  反映农业部门现有技术和知识存量对农业技术进步的影响，并有  $\gamma > 0$ ， $\lambda > 0$ ， $0 < \theta < 1$ 。

根据 (1) 式，由规模报酬不变假定可以得到：

$$Y_A(t) = A_A(t)L_A(t) \left\{ K_A(t) / [A_A(t)L_A(t)] \right\}^\alpha = A_A(t)L_A(t)f(k_A) \quad (3)$$

<sup>①</sup>舒尔茨 (T. W. Schultz) 在《改造传统农业》中强调，二元经济转换的过程就是实现农业现代化的过程，农业技术进步资本投入并非来自传统农业，而是来自现代产业部门产出的新兴要素 (Schultz, 1964)。

(3) 式中,  $f(k_A) = \{K_A(t)/[A_A(t)L_A(t)]\}^\alpha = k_A^\alpha$ , 令  $y_A = Y(t)_A/[A(t)_A L(t)_A] = f(k_A)$  为单位有效农业劳动的平均产出, 其中,  $k_A$  为单位有效农业劳动的平均资本。可以得出农业资本、有效农业劳动和农业劳动的边际产出分别为:

$$MP_{K_A} = \partial \{K_A(t)^\alpha [A_A(t)L_A(t)]^{1-\alpha}\} / \partial K_A = f'(k_A) \quad (4)$$

$$MP_{AL_A} = f(k_A) - k_A f'(k_A) \quad (5)$$

$$MP_{L_A} = A_A(t)[f(k_A) - k_A f'(k_A)] \quad (6)$$

在完全竞争的市场中, 农业资本获得其边际产出  $f'(k_A)$ , 则每单位有效农业劳动量的农业资本获得的产出是其数量  $k_A$  与其边际产出  $f'(k_A)$  的乘积, 即  $k_A f'(k_A)$ 。农业劳动的边际产出由三个因素决定: 有效农业劳动的平均产出  $y_A = f(k_A)$ , 每单位有效农业劳动量的农业资本获得的产出  $k_A f'(k_A)$ , 来自现代产业部门技术研发和推广、用来衡量农业劳动有效性的农业技术进步水平  $A_A(t)$ 。

在农业部门的长期均衡中, 农业产出的增长取决于农业资本积累、农业技术进步和由其决定的农业劳动有效性。在二元经济中, 农业技术进步需要现代产业部门的技术支持, 才能在农业劳动力流向现代产业部门的过程中, 维持农业产出的不断增长。农业技术进步在一定程度上以非竞争的方式存在, 具有溢出效应, 易于被所有农业生产者分享。因此, 需要通过加强对农业基础科学研究的支持以及对农业技术研发和创新主体的激励, 倡导农业生产者在农业生产中“干中学”, 来实现农业技术进步。

### (三) 农业产出增长方程与农民收入构成

由农业部门生产函数可以得出农业产出增长率为:

$$g_Y^A(t) = (1-\alpha)[g_A^A(t) + n_A] + \alpha g_K^A(t) \quad (7)$$

(7) 式中,  $g_Y^A(t) = \dot{Y}_A(t)/Y_A(t)$  为农业产出增长率,  $g_A^A(t) = \dot{A}_A(t)/A_A(t)$  为农业部门技术进步率,  $g_K^A(t) = \dot{K}_A(t)/K_A(t)$  为农业部门资本增长率,  $n_A = \dot{L}_A(t)/L_A(t)$  表示农业劳动力增长率。

(7) 式表明, 农业产出增长取决于农业技术进步率、农业资本增长率和农业劳动力增长率。所以, 二元经济转型过程中, 在农业劳动力流向现代产业部门而导致农业劳动力减少的情况下, 必须依靠农业技术进步和农业投资增长来促进农业生产的不断增长。

根据假设条件, 农业技术进步来自现代产业部门的技术研发和相关投入。只有在决定农业技术研发水平的工业化和现代化达到一定阶段, 由现代产业部门研发的农业技术输出到农业部门, 农业技术进步才能转化为现实的农业生产力。因此, 可以得出如下结论: 在二元经济转型过程中, 随着农业劳动力向现代产业部门转移, 农产品产量增加必须依赖现代产业部门对农业部门的技术输出和农业投资的增长。

在二元经济转型过程中, 劳动力基于要素报酬差异在城乡、部门之间流动, 农业部门为现代产

业部门输出劳动力以推进工业化和城市化，而现代产业部门向农业部门输出技术，以满足因劳动力流出而诱致的劳动节约型农业技术需求。在这个动态的转型过程中，农民家庭收入主要由两个部分组成：家庭成员从事农业生产所获得的农业生产经营收入  $w_A$ ，家庭成员从事现代产业所获得的非农就业收入  $w_M$ 。当农产品市场价格指数为  $P(t)_A$  时，农民农业生产经营收入的货币形式为： $w_A = P_A \times MP_{L_A} = A(t)_A [f(k_A) - k_A f'(k_A)] P_A$ 。这表明，农民家庭收入由农业技术进步、农产品市场价格指数、有效农业劳动产出、农业投资的有效性以及流动劳动力的非农就业收入共同决定。

### 三、经济计量模型与数据

#### (一) 模型设定

根据上述理论假设及结论，本文建立如下三个回归方程式：

$$\ln(\text{agrp}_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{agrt}_{it}) + \sum_{j=2}^k \alpha_j \ln(D) + \mu_{it} \quad (8)$$

$$\ln(\text{grai}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{agrp}_{it}) + \sum_{j=2}^m \beta_j \ln(E) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\ln(\text{inco}_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(\text{grap}_{it}) + \sum_{j=2}^n \gamma_j \ln(F) + \xi_{it} \quad (10)$$

在上述三个回归式中，(8) 式检验劳动节约型的农业技术进步对农业劳动生产率的影响，(9) 式检验农业技术进步等因素对粮食增产的作用，(10) 式检验农业技术进步、粮食增产和劳动力流动等因素对农民收入的影响。

在 (8) ~ (10) 式中，下标  $i$  和  $t$  分别代表第  $i$  个省份和第  $t$  年，本文研究所使用的样本包括中国内地 31 个省、自治区、直辖市，年份  $t = 2001, 2002, \dots, 2010$ ， $\mu_{it}$ 、 $\varepsilon_{it}$  和  $\xi_{it}$  是随机误差项。 $\text{agrp}$  是代表农业劳动生产率的变量，即各地区第一产业增加值与第一产业就业人员数的比值。该变量的值越大，表示农业劳动生产率越高，农业发展水平越高。 $\text{agrt}$  是代表农业技术进步的变量指标。由于本文探讨劳动节约型技术（农业机械技术）对粮食增产和农民增收的影响，所以，该变量用各地区农业机械总动力与第一产业就业人员数之比表示<sup>①</sup>。 $\text{grai}$  代表粮食总产量，该变量用当年各地区粮食总产量表示。 $\text{grap}$  代表人均粮食产量，该变量用当年各地区农业劳动力人均粮食产量表示。 $\text{inco}$  代表农民收入，该变量用当年各地区农村居民家庭人均纯收入表示。 $\alpha_1$ 、 $\beta_2$  和  $\gamma_1$  分别是相应变量的待估系数。 $D$ 、 $E$  和  $F$  包括了一系列回归分析中的控制变量， $\alpha_j$ 、 $\beta_j$  和  $\gamma_j$  分别是这些变量的待估系数。其中，在 (8) 式中引入的变量包括农业机械技术水平、人均耕地面积、人均农业资本、农业劳动投入、政府财政支农支出；在 (9) 式中引入的变量包括农业劳动生产率、人均耕地面积、人均农业资本及其滞后项、农业劳动投入、政府财政支农支出、是否为粮食主产区省份的虚拟变量；在 (10) 式中引入的变量包括农业劳动生产率、人均耕地面积、人均粮食产量、人均农业资本、农业劳动投入、政府财政支农支出、是否为粮食主产区省份的虚拟变量。

<sup>①</sup>与速水佑次郎、弗农·拉坦（2000）相比，本文研究对农业劳动生产率的解释，更多地强调劳动替代型的机械动力技术进步和农业投资。速水佑次郎、弗农·拉坦（2000）根据当时农业发展的特征和对劳动节约型技术、土地节约型技术的强调，把牲畜、化肥的使用引入估计模型，将农业劳动生产率函数设定为：

$$\log(Y/L) = a_A \log(A/L) + a_S \log(S/L) + a_F \log(F/L) + a_M \log(M/L) + \beta_E \log E + \beta_T \log T + (k-1) \log Z + \log \gamma$$

其中， $L$  为劳动力， $A$  为土地， $S$  为牲畜， $F$  为化肥， $M$  为机械， $E$  和  $T$  分别为普通教育和技术教育年限。

## （二）数据与变量

在本文中，所有变量均采用 2001~2010 年的相关数据，未经特殊说明，这些数据均出自《中国统计年鉴》（2002~2011 年，历年）<sup>①</sup>，部分数据来自《新中国五十五年统计资料汇编》<sup>②</sup>。关于数据处理问题，做出以下说明：

1. **耕地面积**。2001~2006 年各省（区、市）耕地面积数据来源于国土资源部、国家统计局、全国农业普查办公室《关于土地利用现状调查数据成果的公报》。《中国统计年鉴》（2001~2006 年，历年）中缺乏重庆市的耕地面积数据，本文利用《重庆统计年鉴》中相应年份的年农作物播种面积替代。2008~2010 年各省（区、市）耕地面积数据来源于国土资源部 2008 年度土地变更调查，截止时点为 2008 年 12 月 31 日。

2. **就业人员与农业机械总动力**。《中国统计年鉴 2007》中缺乏 2006 年“各地区按三次产业分的就业人员数”和“各地区农业机械总动力”。考虑到各省（区、市）这几项数据年均变化幅度较小，并存在上下波动不一致现象，本文中各省（区、市）2006 年就业人员总数、第一产业就业人员数、农业机械总动力，都用 2005 年与 2007 年相应指标值的算术平均数替代。

3. **农村固定资产投资**。由于《中国统计年鉴》（2002~2004 年，历年）中没有“按城乡分的全社会固定资产投资”，本文中 2001~2003 年农村固定资产投资数据以“按经济类型分的全社会固定资产投资”中集体经济与个体经济的农村投资之和替代。《中国统计年鉴》（2002~2006 年，历年）中缺乏 2001~2005 年西藏农村全社会固定资产投资数据。在本文中，该数据用 2001~2005 年西藏全社会固定资产投资数据，乘以 2006~2010 年西藏农村全社会固定资产投资占总投资比重的算术平均值来替代。

4. **农林水事业财政支出**。《中国统计年鉴》（2002~2007 年，历年）对地方财政农林水事业支出没有汇总，在本文中，2001~2002 年地方财政农林水事业支出用分项统计的支援农村生产支出、农业综合开发支出、农林水利气象等部门事业支出之和替代；2003~2006 年地方财政农林水事业支出用分项统计的农业支出、林业支出与农林水利气象等部门事业支出之和替代。

5. **人均粮食产量**。本文中 2001~2005 年粮食产量采用《中国统计年鉴》（2002~2006 年，历年）中的“平均每一个农林牧副渔就业人员粮食产量”；2006~2010 年，由于“平均每一个农林牧副渔就业人员粮食产量”没有单独报告，本文采用各省（区、市）粮食总产量除以其第一产业就业人员数获得。

在本文的经济计量分析中，除虚拟变量和百分比变量外，所有其他变量均选取了自然对数形式，因此，各解释变量前的估计系数可以看作其弹性或半弹性。各个变量的定义及描述性统计详见表 1。为了直观起见，表 1 仅列出了各变量水平值的描述性统计。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
------	------	----	-----	-----	-----

<sup>①</sup>国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2002~2011 年，历年），中国统计出版社。

<sup>②</sup>国家统计局综合司（编）：《新中国五十五年统计资料汇编》，中国统计出版社，2005 年。

## 二元经济中的农业技术进步、粮食增产与农民增收

被解释变量					
农业劳动生产率	各地区第一产业增加值与第一产业就业人员数之比 (元/人)	9742.24	5457.01	1995.71	31407.35
粮食产量	各地区粮食产量 (万吨)	1580.31	1240.50	58.03	5437.09
家庭人均纯收入	各地区农村居民家庭人均纯收入 (元)	3995.97	2188.02	1404.01	13977.96
解释变量					
农业机械技术水平	各地区农业机械总动力与第一产业就业人员数之比 (千瓦/人)	2.70	1.60	0.47	7.77
人均粮食产量	各地区粮食产量与第一产业就业人员数之比 (公斤/人)	1769.89	1020.16	640.00	6469.87
人均农业资本	各地区农村固定资产投资与第一产业就业人员数之比 (元/人)	9296.92	17407.33	531.08	131633.90

(续表 1)

农业劳动投入	各地区第一产业就业人员数占全社会就业人员总数的比重 (%)	43.69	15.07	3.90	73.60
政府财政支农支出	各地区财政农业支出与农林水气象等部门支出之和与第一产业就业人员数之比 (元/人)	2017.32	3863.06	83.60	41801.93
是否为粮食主产区 <sup>a</sup>	是=1, 否=0	0.42	0.49	0	1

注：<sup>a</sup>2004年，中央确定，中国粮食主产区包括黑龙江、辽宁、吉林、山东、河北、河南、湖北、湖南、江西、安徽、江苏、四川和内蒙古13个省份。

## 四、估计结果

本文对(8)~(10)式三个方程利用固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE)进行估计,对(9)式增加工具变量固定效应模型(IV-FE)估计和工具变量随机效应模型(IV-RE)估计<sup>①</sup>。下面分别对估计结果进行简要的分析和说明。

## (一) 农业劳动生产率回归模型的估计结果

表2列出了(8)式所示的农业劳动生产率回归模型的估计结果。根据Hausman检验结果,接受随机效应模型与固定效应模型系数无差异的原假设,随机效应模型不能被拒绝。根据表2,固定效应模型和随机效应模型的估计结果基本相同,并都具有较高的统计显著性。

表2中的估计结果表明,在控制其他变量的条件下,农业机械技术水平,即农业劳动力人均农业机械总动力每增加1%,该地区农业劳动生产率大约提高0.30%。Jin et al.(2002)从不同时期的农业生产技术差异来解释农业技术进步对农业劳动生产率的影响时发现,在20世纪90年代以前,中国农业全要素生产率的增长在很大程度上可以由要素投入的使用效率来解释,而在此以后,农业

<sup>①</sup>本文分别报告了固定效应模型和随机效应模型的估计结果,主要是基于以下两个原因:①固定效应模型和随机效应模型所依据的假设条件不一致,二者并不具有可比性,没必要刻意区分,报告两个估计结果能够提供更多信息;②由于虚拟变量会被当成不随时间变动的固定效应被消除掉,采用固定效应模型不能得到虚拟变量的估计结果,而采用随机效应模型进行估计则可以得到。

全要素生产率增长的主要驱动力来自农业技术的不断进步。一个地区农业劳动力比重对该地区农业劳动生产率具有显著的负向影响。这说明, 农业劳动力向现代产业部门流动有利于农业劳动生产率提高。人均农业资本增加和政府财政支农支出增长, 都对农业劳动生产率有显著的正向影响。但是, 人均耕地面积对农业劳动生产率没有产生显著影响<sup>①</sup>。

表 2 农业劳动生产率回归模型的估计结果

	FE	RE
农业机械技术水平	0.3095*** (0.0568)	0.2918*** (0.0521)
人均耕地面积	0.0053 (0.0010)	0.0060 (0.0010)
人均农业资本	0.1650*** (0.0284)	0.1618*** (0.0280)
农业劳动投入	-0.0103*** (0.0029)	-0.0091*** (0.0027)
政府财政支农支出	0.1667*** (0.0214)	0.1780*** (0.0205)

(续表 2)

常数项	8.2163*** (0.2272)	8.0977*** (0.2161)
拟合优度 (R <sup>2</sup> )	0.9330	0.9328
F 检验	762.99 (p=0.0000)	—
Wald 检验	—	3754.86 (p=0.0000)
Hausman 检验		10.82 (p=0.0550)
观测值数	310	310

注: 括号内数字为估计系数的标准误; \*\*\*, \*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

### (二) 粮食产量回归模型的估计结果

表 3 列出了 (9) 式所示的粮食产量回归模型的估计结果。在对 (9) 式的估计中, 本文在分别利用固定效应模型和随机效应模型进行估计的基础上, 为了考察前期农业投资对粮食产量的影响, 把滞后两期的人均农业资本, 即两年前的农业劳动力人均农村固定资产投资作为人均农业资本的工具变量引入回归模型, 分别利用工具变量固定效应模型 (IV-FE) 和工具变量随机效应模型 (IV-RE) 进行估计<sup>②</sup>。根据 Hausman 检验结果, 拒绝随机效应模型与固定效应模型系数无差异的原假设, 接受固定效应模型的估计结果。与一般固定效应模型估计结果相比, 工具变量固定效应模型中的估计系数有更高的显著性水平, 表明工具变量固定效应模型能够较好地解释各地区粮食产量的变动。

表 3 粮食产量回归模型的估计结果

	FE	RE	IV-FE	IV-RE
农业劳动生产率	0.1959*** (0.0509)	0.2041*** (0.0534)	0.2174*** (0.0500)	0.2257*** (0.0524)
人均耕地面积	-0.0088 (0.0088)	-0.0085 (0.0094)	-0.0073 (0.0089)	-0.0066 (0.0095)
人均农业资本	0.0375* (0.0266)	0.0399 (0.0281)	—	—
滞后两期人均农业资本	—	—	0.0020** (0.0025)	0.0017** (0.0079)
农业劳动投入	0.0165 (0.0025)	0.0172 (0.0034)	0.0158 (0.0015) *	0.0164 (0.0022)

<sup>①</sup>这可能与本文所用的 2001~2010 年各省 (区、市) 耕地面积的数据结构有关。本文所用耕地面积数据由国家统计局公布, 10 年间耕地面积数据仅经过 3 次调整 (详见本文数据处理说明)。

<sup>②</sup>本文先后把滞后一期和滞后两期的人均农业资本引入模型进行估计, 发现引入滞后两期人均农业资本的估计结果更好, 故仅对其结果进行报告。



二元经济中的农业技术进步、粮食增产与农民增收

政府财政支农支出	0.0433** (0.0208)	0.0401* (0.0219)	0.0552*** (0.0202)	0.0527** (0.0211)
是否为粮食主产区省份	—	1.6570*** (0.2088)	—	1.6591*** (0.2147)
常数项	4.1176*** (0.4769)	3.3433*** (0.5065)	3.8543*** (0.4338)	3.0624*** (0.4640)
拟合优度 (R <sup>2</sup> )	0.3535	0.5245	0.3505	0.5230
F 检验	29.96 (p=0.0000)	—	29.36 (p=0.0000)	—
Wald 检验	—	200.82 (p=0.0000)	—	195.55 (p=0.0000)
Hausman 检验	20.38 (p=0.0004)		18.50 (p=0.0065)	
观测值数	310	310	308	308

注：括号内数字为估计系数的标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

表 3 中的估计结果表明，在控制其他变量的条件下，一个地区农业劳动生产率每提高 1%，该地区粮食产量增加大约 0.20%，农业劳动生产率是影响粮食产量的一个重要因素。但是，农业劳动投入对粮食产量增长在统计意义上并没有显著作用。这说明，2001~2010 年间，尽管农业劳动力持续向现代产业部门流动，但这并不妨碍粮食增产，这得益于工业化进程中两部门劳动分工和要素禀赋结构的变化，现代产业部门较好地满足了农业部门因劳动力外流而诱致的对劳动节约型技术的需求。当期人均农业资本和前期人均农业资本、政府财政支农支出均对一个地区粮食产量增长具有显著的正向效应。这与陈飞等（2010）利用 1995~2008 年中国省级农业面板数据所得出的研究结果是一致的，他们的研究表明，财政支农政策和农村固定资产投资是拉动中国粮食产量增长的最重要因素。但是，人均耕地面积对粮食产量的影响并不显著。黄季焜等（2011）利用 1000 多个农户的抽样调查数据研究发现，种植粮食直接补贴和农业生产资料价格综合补贴对农户粮食生产和农资投入没有影响，但对农民增收具有一定作用，并建议国家把各项农业补贴合并为对农民的收入支持，同时加大投入，提高粮食生产力。这与本文的结论也是一致的。利用工具变量随机效应模型所做的估计结果显示，各解释变量的弹性大小、显著性程度均与利用工具变量固定效应模型所做的估计结果类似，是否为粮食主产区的虚拟变量的估计系数表明，在控制其他变量的情况下，粮食主产区省份的粮食产量比非粮食主产区省份平均大约高出 1.66 倍，所以，一个地区的农业要素禀赋优势也是粮食产量的一个重要影响因素。

### （三）家庭人均纯收入回归模型的估计结果

表 4 列出了家庭人均纯收入回归模型的估计结果。根据 Hausman 检验结果，拒绝随机效应模型与固定效应模型系数无差异的原假设，接受固定效应模型估计结果。

表 4 中的估计结果表明，在控制其他变量的条件下，一个地区农业劳动生产率每提高 1%，该地区农村居民家庭人均纯收入增加 0.25%。而一个地区人均粮食产量对该地区农村居民家庭人均纯收入具有显著的负向影响。这表明，粮食增产并不能促进农民增收。人均农业资本、农业劳动投入和政府财政支农支出都对农民增收具有显著的正向效应，其中，政府财政支农支出每增加 1%，一个地区农村居民家庭人均纯收入增加 0.22%。但是，人均耕地面积对农民收入的影响并不显著。

表 4 家庭人均纯收入回归模型的估计结果

	FE	RE
农业劳动生产率	0.2481*** (0.0331)	0.2330*** (0.0320)
人均耕地面积	0.0046 (0.0056)	0.0011 (0.0062)
人均粮食产量	-0.0578** (0.0324)	-0.1093*** (0.0314)
人均农业资本	0.1132*** (0.0171)	0.1510*** (0.0175)

农业劳动投入	0.0066*** (0.0016)	0.0004 (0.0014)
政府财政支农支出	0.2167*** (0.0133)	0.1729*** (0.0133)
是否为粮食主产区省份	—	0.1514 (0.0472)
常数项	4.6749*** (0.3621)	8.0977*** (0.2161)
拟合优度 (R <sup>2</sup> )	0.9694	0.9662
F 检验	1443.16 (p=0.0000)	—
Wald 检验	—	7069.12 (p=0.0000)
Hausman 检验	42.99 (p=0.0000)	
观测值数	310	310

注：括号内数字为估计系数的标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

## 五、结论与政策启示

在二元经济转型过程中，随着工业化和城市化的推进，农业劳动力不断流向现代产业部门，农业作为支撑国民经济持续发展的基础，其自身的发展必须依赖农业技术进步和农业投资增长。同时，只有在一定的经济发展水平下，现代产业部门和公共财政对农业共同“反哺”，农业技术进步才能转化为现实的农业生产力，才能成为促进粮食增产和农民增收的动力。

本文利用 2001~2010 年间省级面板数据所做的经验分析发现，以农业机械动力水平为代表的农业技术进步，是提高农业劳动生产率的重要影响因素，人均农业资本和政府财政支农支出的增加，均对农业劳动生产率具有显著的正向影响；基于农业技术进步的农业劳动生产率提高是实现粮食增产的积极因素，人均农业资本和政府财政支农支出能够显著提高粮食产量，农业劳动力向现代产业部门流动并不妨碍粮食产量增加，以是否为粮食主产区衡量的各地区农业要素禀赋也是影响粮食产量的重要因素；估计结果同时显示，提高农业劳动生产率、增加人均农业资本、增加农业劳动投入和政府财政支农支出均对农民收入具有显著的正向效应，但是，粮食增产对农民增收的作用并不显著。

根据本文的研究结论，可以得到如下政策启示：

第一，城乡要素均衡配置是二元经济转型的基础，工业化过程中在农业劳动力向现代产业部门流动的同时，农业技术进步能够提高农业劳动生产率，促进农业发展。

第二，继续加大国家对农业和农村的投入，明确农业技术创新的方向，完善创新机制，依靠农业技术进步驱动现代农业发展，保持粮食产量稳定增长和主要农产品有效供给。

第三，改革城乡分割的体制，促进劳动力要素在产业和城乡之间自由流动以实现优化配置，进而提高农业劳动生产率，并促使农民家庭经营性收入和工资性收入同步增长。

### 参考文献

1. Jin S.; Huang, J.; Hu, R. and Scott, R.: The Creation and Spread of Technology and Total Factor Productivity in China, *American Journal of Agricultural Economics*, 84(4) : 916-930, 2002.
2. Lucas, R.: On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, 22(6): 3-42, 1988.
3. Schultz, T. W.: *Transforming Traditional Agriculture*, New Haven and London: Yale University Press, 1964.

- 4.Romer, P. M.: Increasing Return and Long-run Growth, *Journal of Political Economy*, 94(10): 1002-1037, 1986.
- 5.Scott Rozelle、黄季焜:《中国的农村经济与通向现代工业国之路》,《经济学(季刊)》2005年第4期。
- 6.陈飞、范庆泉、高铁梅:《农业政策、粮食产量与粮食生产调整能力》,《经济研究》2010年第11期。
- 7.黄季焜、王晓兵、智华勇、黄珠容:《粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响》,《农业技术经济》2011年第1期。
- 8.黄少安:《关于制度变迁的三个假说及其验证》,《中国社会科学》2000年第4期。
- 9.林毅夫:《制度、技术与中国农业增长》,上海三联书店、上海人民出版社,1994年。
- 10.李谷成、冯中朝、范丽霞:《小农户真的更加有效率吗?来自湖北省的经验证据》,《经济学(季刊)》2009年第1期。
- 11.秦立建、张妮妮、蒋中一:《土地细碎化、劳动力转移与中国农户粮食生产——基于安徽省的调查》,《农业技术经济》2011年11期。
- 12.许庆、尹荣梁、章辉:《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于中国粮食生产的实证研究》,《经济研究》2011年第11期。
- 13.肖卫、朱有志、肖琳子:《二元经济结构、劳动力报酬差异与城乡统筹发展:基于中国1978~2007年的实证》,《中国人口科学》2009年第4期。
- 14.肖卫、向国成、朱有志:《刘易斯转折点与库兹涅茨假说下的劳动力分流研究》,《中国人口科学》2011年第1期。
- 15.朱晶:《农业公共投资、竞争力与粮食安全》,《经济研究》2003年第1期。
- 16.藏文如、傅新红、熊德平:《财政直接补贴政策对粮食数量安全的效果评价》,《农业技术经济》2010年第12期。
- 17.(日)速水佑次郎、(美)弗农·拉坦:《农业发展的国际分析》,郭熙保等译,中国社会科学出版社,2000年。

(作者单位: <sup>1</sup>中国社会科学院农村发展研究所; <sup>2</sup>湖南省社会科学院; <sup>3</sup>湖南文理学院)

